

THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

Quel est l'impact des inégalités de revenus sur le taux d'épargne des ménages européens ?

Vanderstraeten, Jérémy

Award date:
2021

Awarding institution:
Université de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM403/009 Séminaire d'Analyse des Données / Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2020-2021

Quel est l'impact des inégalités de revenus sur le taux d'épargne des ménages européens ?
--

VANDERSTRAETEN Jérémy

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusunza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

« Soyez toujours reconnaissant envers ceux qui vous enseignent »
Victor Cherbuliez

Une reconnaissance toute particulière et mes remerciements,

À mes professeurs, pour le temps consacré à la transmission de leurs savoirs.

À ma maman, pour sa preuve de résilience et d'abnégation qui me donne confiance et force pour ne jamais abandonner.

À ma future épouse, Gaëlle, pour ses encouragements et sa tolérance à l'égard du rythme de vie que je lui impose.

À mes filles, Jade et Nell, pour leurs bisous, leurs câlins, leurs pleurs et leurs sourires qui embellissent mes journées.

À mon frère, pour sa force de travail dans les projets qui nous portent.

TABLE DES MATIÈRES

1	Introduction	04
2	Revue de littérature	07
2.1	<i>Définition de l'épargne</i>	07
2.2	<i>Modélisation du comportement de l'épargne</i>	08
2.3	<i>Identification des principaux déterminants qui affectent l'épargne des ménages</i>	11
3	Description des données	17
3.1	<i>Sources de données</i>	17
3.2	<i>Définition des variables</i>	19
4	Le modèle économétrique	24
4.1	<i>Méthodologie et présentation du modèle économétrique</i>	24
4.2	<i>Présentation du modèle à effets fixes</i>	25
4.3	<i>Présentation du modèle à effets fixes prenant en compte les effets de retard</i>	27
5	Hypothèses, présentation des résultats et interprétation	28
5.1	<i>Hypothèses</i>	28
5.2	<i>Présentation des résultats</i>	29
5.3	<i>Interprétation des résultats de la régression</i>	32
6	Conclusion	38
	BIBLIOGRAPHIE	
	ANNEXE	

1. **Introduction**

« Les inégalités alimentent le populisme et exacerbent les crises sociales »
Joseph E. STIGLITZ.

Dans un contexte de crise sanitaire, de nombreuses entreprises et de nombreux indépendants ayant subi des fermetures à répétition sont actuellement asphyxiés par le manque de liquidité. En parallèle de cette triste réalité économique, chaque mois, des millions d'euros continuent de s'accumuler sur les comptes épargne des ménages européens.

Selon les chiffres dévoilés par les bureaux de statistiques propres aux états membres et publiés par Eurostat¹, les ménages n'ont jamais eu autant d'épargne sur leur compte. En 2020, les ménages français et allemands ont accumulé respectivement 130 milliards et 100 milliards d'euros d'épargne supplémentaires par rapport au scénario « sans pandémie ».² L'Observatoire Français des Conjonctures Économiques (OFCE) estime qu'une dépense équivalente à 20% du surplus d'épargne de 2020 porterait la croissance économique à 6% en 2022.

Outre l'épargne forcée comme principale raison à la récente augmentation du taux d'épargne en Europe, plusieurs auteurs évoquent une hausse de l'épargne de précaution comme facteur déterminant³.

Forts de ces constats, les représentants politiques de tous horizons se questionnent sur la meilleure façon de mobiliser cette épargne pour la relance économique. Certains souhaitent mettre en place des incitants financiers à l'investissement (particulièrement dans la transition énergétique), d'autres, plus virulents, exigent déjà l'instauration d'une taxe exceptionnelle sur cette épargne afin de redistribuer cette somme considérable dans l'économie via la consommation ou l'investissement.⁴

Sur la base de nos premières recherches, nous constatons en effet que cette récente hausse de l'épargne est en majeure partie constituée par les ménages ayant les revenus les plus élevés. Selon

¹ Office statistique de l'Union européenne ;

² Eurostat, Euro-Indicateurs (2021), consulté le 5 août 2021 ;

³ Les Échos, (4 août 2021), « les Européens ont accumulé 600 milliards d'épargnes supplémentaires pendant la crise » ;

⁴ France Culture, (13 février 2021), podcast, « Relance, comment réveiller l'épargne qui dort : Taxer ou « flécher » l'épargne vers les entreprises : deux visions de l'investissement « patriotique » ;

l'Institut national des statistiques français, 25% de la population (les plus riches) ont épargné en moyenne 10.000 euros en 2020 contre 218 euros en moyenne pour les 25% de la population la plus pauvre⁵.

Sous l'angle du seul critère de la notion de précaution, ce résultat interpelle sur l'équivalence des déterminants et des motivations d'épargne pour les différentes catégories sociales. Plus largement, nous nous questionnons sur l'existence d'un lien entre la hausse des inégalités et le taux d'épargne.

Que ce soit du point de vue du revenu ou - pour ce qui nous concerne - du patrimoine, la montée des inégalités dans la plupart des pays du monde est l'un des problèmes les plus critiques auquel notre société « économique » est confrontée⁶. Elle divise nos sociétés et fragilise notre démocratie en exaltant les frustrations des classes sociales les plus pauvres et en amplifiant l'incompréhension et l'opposition des classes les plus riches qui considèrent cette richesse comme justement acquise.

Au-delà de ces inquiétudes sociétales, qui devraient nous servir d'électrochoc, il est économiquement indispensable de s'intéresser à la juste répartition des richesses au sein de la population. De fait, l'inégalité croissante dans ses multiples dimensions a des effets néfastes sur la croissance de nos économies. Le rapport de la banque de France (Banque de France, 2020) démontre que les inégalités sont préjudiciables à la croissance en ayant des effets négatifs sur la consommation, l'innovation ou encore l'investissement.

Dans ce travail, nous nous intéressons particulièrement à la relation entre l'évolution des inégalités et de l'épargne et ce, sous une perspective européenne. Nous débuterons par la présentation d'une revue de littérature succincte parcourant les différents modèles théoriques sous-jacents et explore les liens entre la variable expliquée et les variables explicatives retenues. Dans un second volet, en prenant en considération les apports théoriques de nos lectures et de notre apprentissage et les hypothèses retenues, nous présentons notre modèle économétrique. Nous décrirons ensuite l'échantillon et définirons pour terminer la variable expliquée ainsi que les variables explicatives et de contrôle. Nous terminerons par la

⁵ INSEE, (11 mars 2021), « En 2020, la chute de la consommation a alimenté l'épargne, faisant progresser notamment les hauts patrimoines », Étude sur le comportement d'épargne des Ménages ;

⁶ Le Monde, (5 juin 2019), « L'inégalité est-elle au cœur des problèmes de société ? », article en ligne à l'adresse : <https://www.lemonde.fr/blog/internetactu/2019>

partie méthodologie et résultats où nous présenterons les résultats obtenus ainsi que quelques pistes de réflexion

2. Revue de littérature

Ce chapitre parcourt la littérature afin d'identifier les fondements théoriques du comportement d'épargne. Il vise à mettre en exergue les différents modèles théoriques majeurs qui permettent l'analyse du comportement de l'épargne, mais également d'identifier à partir de ces développements théoriques, les principaux déterminants de l'épargne.

La *table 1* reprend la synthèse de notre lecture avec les déterminants et le signe de la relation attendu.

2.1. Définition de l'épargne

« L'épargne, au niveau individuel, consiste à ne pas utiliser un revenu présent, la richesse ou le budget pour une dépense immédiate, mais à s'abstenir de dépenser ce revenu, cette richesse ou ce budget afin de le dépenser à un point situé plus tard dans le temps. » (Van Raaij, 2014)

Plus techniquement, le système de comptabilité nationale 2008 (SCN, 2008) définit l'épargne comme la partie du revenu disponible (ajusté pour variation des droits à la pension) qui n'est pas dépensée en biens et services de consommation finale. Le taux d'épargne des ménages se calcule en divisant l'épargne par le revenu disponible.

Cette définition rejoint la simplicité de Keynes (1936) qui définissait l'épargne comme : « l'excès de revenu sur la dépense pour la consommation ». Autrement formulé, cela nous amène à considérer le taux d'épargne comme « le rapport de l'ensemble des emplois non consommés à l'ensemble des ressources » (Strauss-Kahn, Le Moigne, 1977)

De nombreux auteurs retiennent un caractère plus psychologique à l'épargne comme, par exemple, Katona (1975) qui considère l'épargne comme un acte délibéré des consommateurs pour se protéger des urgences et préserver leur consommation future ou encore Xiao et Noring (1994) qui considèrent l'épargne comme un besoin supérieur aux besoins primaires de satisfaction qu'engendre la consommation courante. C'est dans cette démarche de compréhension des motivations d'épargne⁷ que de plus en plus d'auteurs

⁷ Les motivations d'épargne furent tout d'abord listées par J.M Keynes. Il identifie huit motifs : (1) « le motif de précaution », qui implique la constitution d'une épargne pour faire face aux imprévus ; (2) « le motif de cycle de vie », qui inclut l'anticipation des besoins et des revenus futurs ; (3) « la motif de spéculation », qui fait référence à l'appréciation d'un intérêt ; (4) « l'amélioration des conditions de vie »,

s'intéressent aux facteurs influençant l'épargne. Pour ce faire, ils s'appuient généralement sur des enquêtes de population et reconnaissent communément que de multiples facteurs coexistent (Arrondel et Masson, 2003 ; Canova et al., 2005 ; Cotelette 2013)

2.2. Modélisation théorique du comportement de l'épargne

2.2.1 Le modèle d'inspiration keynésienne

John Maynard Keynes est l'un des premiers économistes à s'intéresser au comportement d'épargne des agents économiques dans sa théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie. Selon Keynes (1936), « le choix d'épargner à moyen terme est un choix de deuxième degré, car vient d'abord l'arbitrage que fait un agent entre consommer tout de suite ou conserver de la liquidité sous forme de monnaie ».

La théorie de Keynes est basée sur l'hypothèse de revenu absolu qui stipule que l'individu verra sa consommation augmentée lorsque son revenu croît, même si ces modifications ne sont pas parfaitement simultanées. Une hausse du revenu sera accompagnée d'une épargne plus élevée à court terme. (Keynes, 1936). Cette hypothèse suppose une relation proportionnelle entre le revenu et l'épargne, couplée à un léger décalage dans le temps (Van Raaij, 2014).

Toutefois, si la consommation et l'épargne des ménages fluctuent positivement en fonction de l'augmentation du revenu courant, la compréhension du lien entre taux d'épargne et le revenu semble plus complexe. (Brady et Friedman, 1947) démontre que la fonction de consommation déterminée par les données familiales se déplace vers le haut dans le temps, au fur et à mesure que le revenu moyen augmente de telle sorte que le taux d'épargne s'explique non par le revenu familial absolu, mais plutôt par un revenu relatif. (Duesenberry, 1949) tente de réconcilier l'hypothèse de revenu avec ces nouvelles observations et considère que cet effet s'explique par l'imitation des classes sociales supérieures. L'épargne est déterminée par la relation entre le revenu présent du ménage et le revenu des ménages avec lesquels le ménage se compare. Dans cette théorie du revenu relatif, l'épargne est donc principalement résiduelle (Van Raaij, 2014).

qui signifie profiter progressivement d'un meilleur niveau de vie ; (5) « le motif d'indépendance », qui fait référence au besoin d'indépendance et de disposer du pouvoir de faire ce que l'on souhaite ; (6) « le motif d'entreprendre ou esprit d'entreprise », qui comprend la liberté dans ce qui est le plus profitable ; (7) « le motif d'orgueil », qui concerne le besoin de laisser en héritage (motifs de legs) ; (8) « Le motif d'avarice ». Browning and Lusardi ajoutent une nouvelle motivation à cette liste avec « le motif d'accumulation », qui consiste à épargner pour s'acheter de belles choses. (Canova et al., 2005).

2.2.2. Le modèle du cycle de vie et du revenu permanent

L'essentiel de la littérature et des travaux économétriques repose désormais sur les théories du « revenu permanent » (Friedman, 1957) et du « cycle de vie » (Modigliani et Brumberg, 1954).

La notion de revenu permanent découle de l'hypothèse d'une durée de vie infiniment longue. (Friedman, 1957). Il introduit la notion de revenu permanent qu'il définit comme le revenu constant au cours du temps qui donne aux ménages le même revenu actualisé que ses revenus futurs. Dans cette même lignée (Modigliani et Brumberg, 1954) considèrent l'évolution de l'épargne sur le cycle de vie. Les individus ont tendance à distribuer leurs ressources de vie de façon uniforme sur le cycle de vie pour obtenir un niveau de consommation qui augmente progressivement.

Ces deux approches permettent l'analyse du comportement des individus en matière d'épargne en supposant que les consommateurs ont un horizon temporel de leur existence. Ces modèles incluent également le principe de l'endettement en début de vie active en anticipation d'une augmentation des revenus (Charpin, 1998). De nombreux économistes (Allard, 1991. Normandin, 1993. Charpin, 1998), désignent les modèles HCV⁸ et HRP⁹ comme étant le cadre théorique dominant pour l'analyse des décisions de consommation et d'épargne.

La propriété centrale de ces deux modèles dissocie le profil de consommation (désiré) de l'échéancier des revenus sur l'ensemble du cycle de vie : le niveau de la consommation serait fonction du revenu permanent (Arrondel, Masson, 2003). On constate toutefois une légère différence. Bien que les deux modèles privilégient la constitution d'un patrimoine qui financera la consommation pendant les vieux jours, l'hypothèse du revenu permanent attribue également une grande importance au désir de laisser en héritage (Allard, 1999). En effet, il apparait des travaux de (Modigliani et Brumberg, 1949) que la version de base du modèle HCV prévoit une durée de vie déterminée et l'absence d'un désir de legs. Selon le modèle élémentaire du cycle de vie, les consommateurs sont dès lors autonomes et égoïstes. Ils ne laissent pas plus d'héritages qu'ils n'en reçoivent (Kessler, Masson, 1988).

⁸ HCV : Hypothèse du Cycle de Vie

⁹ HRP : Hypothèse du Revenu Permanent

Il existe toutefois dans la littérature des preuves abondantes que la richesse diminue lentement durant les âges élevés, ce qui signifie que les ménages laissent en moyenne d'importants héritages par rapport à leurs maximas de richesse. Cette portion de legs qui provient du motif de précaution peut être expliquée si l'on modifie les hypothèses et que l'on considère une durée de vie aléatoire et une aversion pour le risque des ménages (Modigliani, 1986). Modigliani désigne par formes « généralisées » du cycle de vie, les modèles HCV qui prennent en compte l'existence de transmissions patrimoniales aux enfants. Pour Masson (2003) et Touzé, (2019) l'incertitude de la vie joue certes un rôle clé, mais il faut distinguer deux types de transmissions patrimoniales : (1) les « legs accidentels ou de précaution » qui concernent la partie du patrimoine non consommé à la retraite, mais que l'on aurait consommée si la durée de la vie avait été plus longue et (2) les « legs dits volontaires » résultants d'un motif spécifique de transmission aux enfants. (Masson, 2003 ; Touzé, 2019)

Malgré un noyau commun axé sur l'âge et le revenu comme principaux déterminants du taux d'épargne des ménages, l'on considère le cycle de vie actuellement comme plus cohérent. On reproche à l'hypothèse du revenu permanent trop d'interprétations différentes. L'hypothèse du cycle de vie dans sa version généralisée est le seul modèle de choix intertemporels qui respectent le principe de maximisation sous contrainte d'une fonction d'utilité clairement spécifiée (Masson, 1983). Ce modèle demeurera dans tous les cas une des hypothèses majeures pour expliquer le comportement de consommation ou d'épargne. (Kessler et Masson, 1988).

Parmi les nombreux débats qu'a suscité le modèle de cycle de vie, trois d'entre eux paraissent toutefois particulièrement importants : (1) le comportement de désépargne au cours de la retraite, (2) l'importance relative des transferts intergénérationnels dans l'accumulation patrimoniale et (3) l'effet du système de retraite et de la dette publique sur l'épargne. (Kessler et Masson, 1988)

2.2.3. Le modèle dynastique

Le dépassement de la théorie de l'évolution du cycle de vie par l'interdépendance entre les générations tient son origine dans les travaux de Barro. Ce modèle intègre dans la fonction d'utilité des agents le bien-être de la génération suivante.

Les récents travaux et recherches empiriques sur le lien entre la consommation et l'épargne poursuivent en ce sens et valident l'importance des transferts. Pour Arrondel & Masson (2003), même si cette

catégorie d'épargne reste minoritaire et ne constitue qu'un dixième de la transmission de patrimoine, elle joue un rôle socio-économique crucial puisque la population qui en bénéficie dispose de plus de la moitié du patrimoine total et de plus de trois quarts du capital d'investissement. Les transferts intergénérationnels constitueraient l'explication la plus importante de l'épargne et le déterminant essentiel de l'accumulation de richesses (Kotlikoff, 1986). Darby (1979) étudie la part consommée de la richesse et la fraction transférées aux générations et conclut que 29 % de l'épargne est consacrée à la consommation, le reste étant des transferts intergénérationnels. Pour Kotlikhof et Summers (1981), la part héritée représenterait même 80% du patrimoine total*.

Les récents travaux de (Dynan, Skinner et Zeldes, 2002) démontrent eux aussi la nécessité d'intégrer les transferts dans le modèle du cycle de vie. Ils constatent que les ménages ayant des taux d'épargne plus élevés lorsqu'ils sont jeunes n'affichent pas des taux d'épargne plus élevés lorsqu'ils sont âgés.

2.3. Identification des principaux déterminants qui affectent l'épargne des ménages

Table 1 - Les principaux déterminants du taux d'épargne – synthèse de la littérature.

Determinants	Auteur(s)	Signe de la relation
Revenu	Keynes (1936) ; Duesenberry (1949) ; Modigliani et Brumberg (1954) ; Friedman (1957) ; Canova et al.(2005) ; Van Raaij (2014)	(+) Positif
Taux d'inflation	L'Hardy (a, 1975), Allard (1991), Bonnet et Dubois (1995), Serres et Pelgrin (2003) ; Masson (2003),	(+) Positif
Taux d'intérêt	L'Hardy (1975), Allard (1991), Serres et Pelgrin (2003)	Ambigu
Taux de Chômage	Bonnet et Dubois (1995),	(+) Positif
Age	Serres et Pelgrin (2003), Berger et Daubaire (2003) ; Masson et Touzé (2019) ;	(-) Négatif
Dette publique	Berger et Daubaire (2003), Serres de Pelgrin (2003), Masson (2003)	(-) Négatif
Protection sociale	Blanchet (1996) Damon (2016)	(-) Négatif
Inégalités	Babeau, Fanton, Le Moigne et Strauss-Kahn (1975), Hopkins and kornienko, (2009), Saracano (2014)	(-) Négatif

2.3.1. Le revenu des ménages

Les modèles d'inspiration keynésienne font jouer un rôle central au revenu dans la détermination de la consommation de l'épargne (Berger, Daubaire, 2003). Brady et Friedman (1947) affirment même que la

proportion du revenu qui est épargnée varie plus fortement à une modification du niveau de revenu qu'à un changement de l'horizon temporel de l'individu. Généralement, (1) les ménages avec des revenus plus faibles ont tendance à consommer davantage qu'ils épargnent –en partie par l'effet d'imitation des classes supérieures– (2) les ménages avec des revenus plus élevés ont une propension à épargner plus grande. (Duesenberry, 1949). En s'inspirant de la pyramide de Maslow, Xia et Noring (1994) apportent plus de finesse à l'influence du revenu sur l'épargnant. Pour ces auteurs, les bas revenus épargnent pour assurer le paiement des dépenses courantes, les revenus moyens épargnent pour se protéger des imprévus (épargne de précaution) et les hauts revenus sont plus susceptibles d'épargner pour la croissance (épargne d'investissement). Kotlikoff (1981) relève à titre de quantification que 30% de l'épargne des familles américaines peut être expliqué par le motif de précaution.

On observe toutefois que les ménages qui ont une plus grande « richesse perçue » augmentent la part de leurs dépenses (Van Raaij, 2014).

2.3.2. L'inflation

Dans la littérature économique, l'inflation est une variable intéressante pour mesurer l'incertitude. G. Kantona (1975) constate que le sentiment d'incertitude notamment généré par l'inflation accroît le taux d'épargne des ménages. Serres et Pelgrin (2003) arrivent à la conclusion identique : « En raison de l'étroite corrélation entre le niveau et la variance de l'inflation, celle-ci peut refléter l'effet de l'incertitude sur l'épargne. Dans un tel cas, une hausse de l'inflation est censée faire augmenter l'épargne de précaution ». « Une hausse imprévue de l'inflation peut [également] conduire les ménages à accroître leur épargne pour compenser les pertes en capital sur un actif à revenu fixe imparfaitement indexé » (Serres et Pelgrin, 2003)

P. Allard (1991) nuance toutefois ces effets de l'inflation : si l'accélération de l'inflation accroît l'incertitude de l'environnement économique des ménages et incite à augmenter l'épargne, elle fait également naître des phénomènes d'illusion monétaire¹⁰. Dans ce cas, l'augmentation nominale du revenu peut entraîner une baisse de l'épargne.

¹⁰ P. Allard (1991) se focalise ici sur l'influence de l'illusion monétaire sur le revenu des agents : le cas où, les agents confondent augmentation nominale et réelle du revenu. Toutefois, cet effet d' « illusion monétaire » peut également porter sur les prix d'achat. Les consommateurs n'étant généralement pas assez informés de l'évolution générale des prix, ils considèrent la hausse générale des prix comme l'augmentation des prix relatifs. Dans ce cas précis, le phénomène d'illusion monétaire entraînerait une baisse de la consommation et une hausse de l'épargne.

Dans un environnement inflationniste, Bonnet et Dubois (1995) et l'Hardy (a, 1975) observent également deux effets aux signes opposés sur l'épargne des ménages : (1) l'effet de fuite¹¹ devant la monnaie qui diminue le taux d'épargne et (2) l'effet d'encaisses réelles¹² qui l'augmente.

De plus, une hausse imprévue de l'inflation peut conduire les ménages à accroître leur épargne pour compenser les pertes en capital sur un actif à revenu fixe imparfaitement indexé (Bonnet et Dubois, 1995).

Dans d'autres travaux de P. L'Hardy (b, 1982) portant sur l'évolution du taux d'épargne entre 1970 et 1982, la comparaison entre l'évolution des prix et le taux d'épargne était une variable significative : la chute du taux d'épargne coïncide avec des périodes d'accélération de la hausse des prix. Selon cet auteur, cette tendance s'explique par la baisse des demandes de logement et par le coût de détention plus élevé des liquidités.

2.3.3. Le taux d'intérêt

« Le sens et l'ampleur de l'impact du taux d'intérêt réel sur l'épargne à court et long terme dépendent sur le plan théorique de l'effet de substitution, de l'effet de revenu et de l'effet de richesse humaine. » (Serres, de Pelgrin 2003). Pour Berger et Daubaire (2003), une variation du taux d'épargne a un double effet sur l'épargne : positif si effet de substitution et négatif si effet de revenu.

Pour l'Hardy (a, 1982) : « L'impact du taux d'intérêt sur le comportement des ménages reste de faible importance, car il ne porte principalement que sur un élément particulier de l'épargne : les placements. »

C'est également ce qui ressort des résultats empiriques issus de plusieurs travaux à savoir : qu'il est pertinent d'omettre la variable des taux d'intérêt réel pour *à contrario*, conserver celle de l'inflation, et ce même si, sur le plan théorique cela semble moins satisfaisant (Bonnet et Dubois, 1990 ; Berger et Daubaire, 2003). Pour Serres et Pelgrin (2003), l'effet net du taux d'intérêt sur l'épargne reste ambigu sauf dans le cas particulier des ménages soumis à des contraintes élevées de liquidités où l'on constate que l'effet de revenu prime sur l'effet de substitution ou de richesse.

¹¹ Effet de fuite : Une hausse de l'inflation incite les agents à accélérer leurs achats de biens réels.

¹² Effet d'encaisses réelles : Les agents économiques reconstituent leurs pouvoirs d'achat érodés par l'inflation.

2.3.4. Le taux de chômage

À des fins de comparaison du comportement d'épargne des ménages européens, le taux de chômage est une variable intéressante. Il est légitime de considérer le taux de chômage comme variable majeure dans les anticipations des ménages, et ce pour deux raisons : (a) les agents estiment qu'en raison du chômage, leurs revenus futurs seront moindres et (2) le risque de perdre son emploi qui favorise un comportement d'épargne de précaution (Bonnet et Dubois, 1995).

Pour Bonnet et Dubois (1995), « La composante de l'épargne de précaution est d'autant plus importante que la variance des revenus futures, et donc l'incertitude est élevée ».

La principale source d'incertitude découle de la perte des revenus et du risque de chômage (INSEE, les liens entre taux d'épargne, revenu et incertitude).

2.3.5. Les facteurs démographiques

Pour les auteurs Serres et Pelgrin (2003), « Si les consommateurs agissent conformément aux hypothèses du modèle de base de cycle de vie, une baisse significative des taux d'épargne peut résulter de la hausse des ratios de dépendance des personnes âgées, car une part croissante de la population puise dans ses actifs financiers pour maintenir son niveau de consommation ».

Les effets de l'âge sur le comportement d'épargne restent toutefois difficiles à capturer du fait de la différence des régimes en place ainsi que des perspectives courantes et futures en matière de dette et de déficit publics. (Serres et Pelgrin, 2003)

Berger et Daubaire (2003) dans leurs travaux sur les déterminants de moyen terme, valident un effet démographique sur les décisions d'épargne des ménages. Ils soulèvent toutefois qu'une des difficultés de l'utilisation des facteurs démographiques dans une analyse de panel à cause d'une faible variabilité temporelle.

2.3.6. La dette publique

L'origine des travaux considérant la dette publique comme variable explicative ayant un impact significatif sur le taux d'épargne des ménages s'appuie sur la proposition d'équivalence ricardienne¹³ avancée par Barro en 1974. Pour Serres et Pelgrin (2003) : « les agents privés clairvoyants [...] désireux de lisser leur consommation dans le temps [...] préfèrent modifier leur comportement d'épargne pour compenser parfaitement les variations de l'épargne publique, plutôt que d'ajuster ponctuellement leur consommation ».

À partir de l'utilisation des séries temporelles, Masson (2003) conclut à un effet ricardien partiel, mais net de la dette publique sur l'épargne privée au sein des pays de l'OCDE.

2.3.7. Les dépenses de protection sociale

Conceptuellement, il est cohérent de considérer que les dépenses de protection sociale soutiennent la consommation. Ceci étant, l'impact sur l'épargne n'est pas pour autant aussi évident. Celui-ci dépend de l'utilisation des revenus sociaux par les agents économiques soit comme simple complément à la consommation ou soit comme substituant aux revenus existants (pensions, revenus d'activités partielles ...) (Damon, 2016).

Certaines études considèrent que la sécurité sociale déprime l'épargne. Il existerait une forme d'aléa moral qui réduirait l'incitation à épargner (Damon, 2016 ; Blanchet 1996).

Pour Damon (2016), les effets à moyen long terme sur l'épargne ne sont pas clairement déterminés. L'auteur précise qu'une augmentation de l'épargne est généralement induite par des dépenses sociales axées sur des risques prévisibles (changements familiaux, retraite...)

2.3.8. Les inégalités de revenus

L'origine du lien entre épargne et inégalité se pose dès les années 1930. Keynes (1936) voit dans le transfert de ressources financières des ménages les plus riches vers les ménages les plus pauvres, une

¹³ Effet d'équivalence Ricardienne : Effet qui relève du comportement des agents économiques qui associent la baisse des taxes publiques immédiates à une hausse du déficit qui entraînera un impôt ultérieur.

mesure pour relancer la consommation et de facto, réduire l'épargne. Duesenberry (1949) nuance ce résultat par l'apparition d'un « effet de cliquet¹⁴ ». Il ajoute que si tous les revenus augmentent, l'évolution de l'épargne dépend du comportement des classes moyennes selon qu'elles imitent les classes les plus riches ou qu'elles se différencient des plus pauvres.

Friedman (1957) s'intéresse au sujet sous le regard de la propension moyenne à consommer. Pour cet auteur, si la propension moyenne et marginale sont égales, la redistribution des revenus sera sans effet sur le taux d'épargne. Dans le cas où la propension à consommer dépend du groupe social¹⁵ et si la redistribution n'est pas la même pour chacun des groupes, alors la réduction des inégalités de classes entraînera une modification du taux d'épargne (Friedman, 1957).

Dans les travaux plus récents, Babeau, Fanton, Le Moigne et Strauss-Kahn (1975) posent la relation telle que la réduction de l'épargne est fonction de l'ampleur de la réduction des inégalités et de l'écart entre les propensions à épargner. Ces mêmes économistes concentrent ensuite la réflexion autour de la question de la redistribution des revenus pour réduire les inégalités avec principalement l'intérêt des transferts d'une extrémité à l'autre de la distribution de revenus. Le raisonnement sous-jacent est le suivant : les riches ayant un taux d'épargne supérieur à celui des pauvres, plus la distribution du revenu au niveau national sera inégale, plus le taux d'épargne global sera élevé (Kaldor, 1957 ; Stiglitz, 1969 ; Hopkins and Kornienko, 2009).

Rocher et Stierle, (2015) adoptent ce même raisonnement : les ménages dont le revenu disponible est plus élevé ont tendance à épargner une plus grande partie de leur revenu que les ménages situés à l'extrémité inférieure de la distribution des revenus. Au niveau agrégé, cela suggère selon eux que l'inégalité des revenus tend à augmenter le taux d'épargne des ménages. Une réduction des inégalités de revenus et de consommation devrait stabiliser le cycle économique et réduire l'épargne agrégée (Francesco Saraceno, 2014).

¹⁴ Effet cliquet : Effet qui désigne le fait que lorsque leurs revenus diminuent, les agents économiques ne vont pas à court terme ajuster leur consommation à la baisse.

¹⁵ Groupe social : Ensemble d'individus formant une unité sociale durable caractérisé par des valeurs communes, des liens plus ou moins intenses, une situation sociale identique et/ou des activités communes. (<http://ses.webclass.fr> – consulté le 18 août 2021)

3. Description des données

Ce troisième chapitre, dans sa première partie, définit les données collectées (sources, types) et décrit l'étape du nettoyage de la base de données ainsi que l'étape de transformation des données. Dans la seconde section, il reprend la définition précise des variables expliquées, explicatives et de contrôle.

3.1. Sources des données

Notre base de données a été construite à partir des chiffres collectés sur les sites internet de l'Office des statistiques européen (Eurostat¹⁶) et de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE¹⁷). Les données issues de la comptabilité nationale (taux d'épargne, revenu brut des ménages, inflation, dette publique et taux de chômage) proviennent d'Eurostat alors que les données construites sous la forme d'indice (GINI, Palma) proviennent de l'OCDE. Pour l'office des statistiques européen la collecte des données suit toutes une série de méthodologies pour le suivi longitudinal, une procédure d'échantillonnage, un questionnaire et un traitement des données commun à tous les pays.

3.1.1. Type de données et description de l'échantillon

Comme précisé supra, bien que la collecte de nos données se concentre sur l'Union européenne¹⁸, c'est bien la dimension temporelle qui est avant tout recherchée.

Les données sont collectées sur une base annuelle et couvrent une période allant de 2009 à 2018. Les données disponibles sur Eurostat pour les différents pays considérés ne sont pas suffisamment complètes pour les années antérieures à 2009 et restent majoritairement provisoires pour les années postérieures à 2018. Nous avons encore deux valeurs () qui restent provisoires, mais celles-ci ne nous apparaissent pas comme aberrantes. Afin de garder un nombre d'observations convenables, nous décidons de les conserver plutôt que de supprimer l'année complète.

¹⁶ <https://ec.europa.eu/eurostat/fr/data/database>

¹⁷ <https://data.oecd.org>

¹⁸ Étant donné la période couverte 2009-2018, nous considérons pour l'analyse le Royaume-Uni comme faisant toujours partie de l'UE.

Les premières mesures du coefficient de GINI, collectées et répertoriées par l'OCDE datent de 1976. Les périodes couvertes ne sont pas identiques pour tous les pays en Europe, mais sont suffisamment complètes pour les années 2009 et supra.

Les indices GINI de la France et de l'Allemagne étant indisponibles sur l'OCDE pour les années antérieures à 2011, nous les avons collectés auprès des offices statistiques propres aux pays respectifs. Cette démarche était nécessaire au vu du poids économiquement important de ces pays au sein de l'Union européenne.

Le choix des pays qui constitue la base de données reste un compromis entre la disponibilité des données sur la période considérée et la conservation d'un haut degré de confiance quant à la comparabilité¹⁹. C'est notamment en raison d'une absence de disponibilité des données pour les variables suivantes que les pays suivants [Belgique ; Bulgarie ; Chypre ; Croatie ; Estonie ; Luxembourg ; Malte ; Pays-Bas ; Roumanie ; Suède] ne sont pas repris dans l'échantillon final.

Notre échantillon cylindré composé de pays membres de l'Union européenne se compose in fine de 18 pays sur une période de 10 ans. Il se compose de données de type socio-économiques et sera traité en données de panel.

3.1.2. Nettoyage de la base de données

Au moment d'importer les données dans Excel, les valeurs des variables explicatives 1 (GINI) et 2 (Palma) ne sont pas acceptées. Ces données issues de l'extraction des données sur le site de l'OCDE ne possèdent pas le format adéquat, à savoir un point au lieu d'une virgule. Les données sont transformées à l'aide de l'outil EXCEL et réimportées dans GRETL.

Après vérification des valeurs manquantes dans GRETL, il nous manquait une valeur pour la Grèce (taux d'épargne pour l'année 2008). Nous avons cherché à compléter cette valeur manquante en consultant les données de l'OCDE. Cette valeur était bien disponible, mais elle nous semblait aberrante.²⁰ Au vu des

¹⁹ Données collectées suivant les mêmes normes de comptabilité nationale.

²⁰ La valeur du taux d'épargne pour 2008 était de -6,36% alors qu'il était de +4,4% en 2009 dans notre base de données issues d'Eurostat. La valeur reprise dans les données de l'OCDE pour 2009 était quant à elle de -10,03%.

nettes fluctuations de données constatées pour la Grèce et de l'absence de données pour les années antérieures, l'interpolation linéaire n'est pas envisageable.

Les informations complémentaires reprises en annotation sur le site d'Eurostat nous apprennent également que la collecte des données pour la Grèce en 2009 fait l'objet de rupture de série²¹ Si nous constatons bien cette rupture de série sur la série de données d'Eurostat, nous ne les retrouvons pas sur la série de données issues de l'OCDE. Au vu de ces éléments, nous décidons de ne pas considérer ce pays.

À la suite du nettoyage, l'échantillon cylindré est finalement constitué de 17 pays amenant 170 observations.

Table 2 – Les observations du modèle : pays (individus) considérés dans notre modèle (vs UE-28)

P1.Allemagne ; P2.Autriche ; Belgique ; Bulgarie ; Chypre ; Croatie ; P3.Danemark ; P4.Espagne ; Estonie ; P5.Finlande ; P6.France ; P7.Grèce ; P8.Hongrie ; P9.Irlande ; P10.Italie ; P11.Lettonie ; P12. Lituanie ; Luxembourg ; Malte ; Pays-Bas ; P13.Pologne ; P14.Portugal ; Roumanie ; P15.Royaume-Uni ; P16.Slovaquie ; P17.Slovénie ; Suède ; P18.Tchéquie.

3.2. Définition des variables

Table 3 – Les variables du modèle : nom de la variables, sources et références

REF. MODELE	DESCRIPTION (<i>SOURCE</i>)	SOURCE	CODE (<i>SOURCE</i>)
epargne	Taux d'épargne brut des ménages	Eurostat	TEC00131
gini	Indice de GINI	OCDE	NA
gini100	Variable transformée par une multiplication de l'indice de GINI.	NA	NA
palma	Indice de Palma	OCDE	NA
revenu	Revenu disponible brut ajusté des ménages par personne en SPA	Eurostat	TEC00113
inflation	Taux d'inflation	Eurostat	TEC00118
age_65	Proportion de la population âgée de 65 ans et plus	Eurostat	TPS00028
chomage	Taux de chômage	Eurostat	TPSUN20
dette_publique	Dette publique brute	Eurostat	SDG_17_40
protection_sociale	Dépenses de protection sociale	Eurostat	TPS00102

²¹ Une rupture de série de variables peut être vue comme un changement, au cours du temps, de leur loi de probabilité.

3.2.1 Variable expliquée

Le taux d'épargne

La variable expliquée est le taux d'épargne des ménages sur une base annuelle.

Le taux d'épargne brut des ménages comprend les institutions sans but lucratif au service des ménages et est défini comme l'épargne brute divisée par le revenu brut des ménages. Celui-ci est ajusté de la variation des droits des ménages sur les fonds de pension.

Ces données proviennent d'Eurostat et s'expriment en pourcentage.

3.2.2. Variable explicative

Les indices synthétiques de Gini (1) et de Palma (2) constituent nos deux variables d'intérêt potentielles. Elles expriment toutes deux le caractère inégalitaire des variations de revenus au sein de la population. Comme mesure des inégalités dans la distribution des revenus en Europe, nous suspectons d'ores et déjà une différence marginale entre les deux indices. Nous jugeons toutefois utile de comparer ceux-ci et de sélectionner celui qui nous semble le plus approprié. Nous décidons de conserver les deux variables jusqu'à l'analyse des résultats.

PROPOSITION 1 - L'indice de Gini

L'indice de Gini est un indice couramment utilisé quand on parle d'inégalités de revenus. Il a la particularité d'être issu de la courbe de Lorenz et mesure donc les inégalités de revenus et la concentration de la distribution. Il est exprimé par une valeur numérique située entre 0 et 1. Dans le cadre de notre modèle, la variable « gini » est transformée par multiplication du facteur 100 et est renommée « gini100 ». L'amplitude possible de notre variable de gini est donc in fine de 0 à 100. Nous avons fait cette transformation pour faciliter la lecture des coefficients.

Pour ces travaux sur les déterminants de l'épargne en Europe, Rocher et Stierle (2015) approchent le caractère inégalitaire de la distribution de revenus par le coefficient de Gini. Les travaux de Babeau, Fanton, Le Moigne et Strauss-Kahn (1975) utilisent également cet indice pour mesurer les inégalités de revenus. Pour Stiglitz (2016), quand le coefficient de Gini provient de plusieurs bases de données

différentes, il faut rester prudent dans son utilisation. Il constate en effet que des méthodologies de calcul différentes sont appliquées en fonction des institutions.

Cet indice fait partie des 18 indicateurs statistiques communs dénommés « indicateurs de Laeken ». Ces indicateurs structurels sont couramment utilisés par la Commission européenne pour mettre en évidence les phénomènes d'inégalités et d'exclusion sociale au sein des pays membres de l'Union européenne ou en passe d'adhérer²².

Une des critiques de l'indice de Gini issue de la littérature scientifique et notamment des travaux de Langlois et Lizotte (2014) ou de Cobahn et Sumner (2013) est qu'il est difficilement interprétable. On peut par exemple constater que deux pays peuvent avoir le même coefficient de Gini, mais des inégalités différentes. En effet, il se peut que l'aire mesurée entre la courbe de Lorenz et la droite représentent l'égalité parfaite, mais que les courbes soient de formes différentes.

PROPOSITION 2 - L'indice de Palma

L'indice de Palma fait partie de la famille des rapports interdéciles, dont le plus connu est le D90/10. Il peut être défini comme la somme des revenus gagnés par les personnes ou ménages situés dans le décile supérieur (le 10 % supérieur) divisée par la somme des revenus acquis par les 40 % des ménages au bas de l'échelle.²³

Il a comme particularité d'être facilement interprétable par le public (Langlois et Lizotte, 2014 ; Cobahn et Sumner, 2013).

Cobahn et Sumner (2013) soutiennent qu'en tant que mesure des inégalités, l'indice de Palma présente un certain avantage par rapport à l'indice Gini. Pour ces auteurs, le Gini est trop sensible aux changements du milieu de la distribution (classes moyennes) et pas suffisamment des queues de distribution (pauvres et très riches). Pour Langlois et Lizotte (2014), l'indice de Palma se positionne alors comme l'indice adéquat pour mesurer objectivement l'affirmation selon laquelle : « les riches s'enrichissent et les pauvres s'appauvrissent ».

²² Commission européenne, <https://ec.europa.eu>, consulté le 12 août 2021.

²³ OCDE data, <https://data.oecd.org/fr/inequality/inegalite-de-revenu.html>, consulté le 10 août 2021.

De nos lectures sur les inégalités de revenus en Europe, nous retenons deux éléments qui nous confortent dans l'utilisation de cet indice. Premièrement, l'écart continue de se creuser entre les plus riches et les plus pauvres (Piketty, 2017 ; Masson, 2003 ; Antonin, 2019) (2) le comportement d'épargne des plus riches se caractérise par une modification du comportement d'épargne et particulièrement une diminution de la sensibilité au motif de précaution (Antonin, 2019 ; Masson, 2003 ; Allard, 1991).

En revanche, Langlois et Lizotte (2014) considèrent l'indice de Palma plus intéressant que le coefficient de Gini comme mesure des inégalités pour des pays émergents. Il permet de mettre en évidence l'effet réel des politiques de croissance rapide sur la distribution des revenus.

3.2.3. Variables de contrôle

Les six variables que sont le revenu disponible brut, l'inflation, le taux de chômage, la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, la dette publique brute, les dépenses de protection sociales constituent nos variables exogènes de contrôle. Elles sont ajoutées à la régression afin d'éviter un biais dans l'estimation du paramètre d'intérêt.

Le revenu disponible brut

Le revenu disponible brut ajusté des ménages s'exprime en SPA²⁴. Il calcule à partir du revenu disponible brut ajusté des ménages et des institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLM) que l'on divise par les parités de pouvoir d'achat (PPA) de la consommation individuelle effective des ménages et par la population totale résidente.²⁵

L'inflation

L'inflation est un indice synthétique. Il représente la perte du pouvoir d'achat des ménages due à une augmentation générale et durable des prix.

²⁴ Le Standard de pouvoir d'achat (SPA) est une unité monétaire artificielle qui exprime les agrégats des comptes nationaux après ajustements des différences de niveaux de vie à l'aide des PPA (taux de change du SPA par rapport à l'euro).

²⁵ Commission européenne, <https://ec.europa.eu>, consulté le 12 août 2021.

Le taux de chômage

Le taux de chômage s'exprime en pourcentage et représente le pourcentage de chômeurs par rapport à l'ensemble des forces de travail. Les chômeurs sont les personnes âgées de 15 à 75 ans sans travail, disponible et recherchant activement un travail.

La proportion de la population âgée de 65 ans et plus

Cette variable s'exprime en pourcentage et représente la part de la population âgée de 65 ans ou plus par rapport à la population totale.

La dette publique brute

La dette publique brute est définie par le TFUE²⁶ comme « le ratio de la dette publique en cours à la fin de l'année et le produit intérieur brut aux prix courants du marché ».

Les dépenses de protection sociale

Les dépenses de protection sociale s'expriment en SPA. Elles comprennent les transferts, en espèces ou en nature, versés aux ménages ou aux individus pour alléger la charge financière. Ces dépenses incluent également les dépenses de fonctionnement des services et les frais divers des régimes de protection sociale (paiement du revenu de la propriété par exemple).

²⁶ TFUE : Traité de Fonctionnement de l'Union Européenne.

4. Le modèle économétrique

4.1. Méthodologie et présentation du modèle

La revue de littérature nous a permis d'identifier l'existence de plusieurs modèles établissant un lien entre le taux d'épargne et nos variables. La préférence pour le type de modèle dépend souvent du type de données utilisées. Afin de collecter les données permettant d'établir l'existence du lien entre le taux d'épargne et une ou plusieurs variables explicatives, de nombreux auteurs récents (Arrondel et Masson, 2003 ; Canova et al., 2005 ; Antonin, 2009) ont privilégié l'utilisation de données issues d'enquêtes de population. Ces enquêtes s'intéressent généralement aux comportements d'épargne des agents économiques et donc plus à l'aspect microéconomique de la relation.

Dans une forme purement microéconomique, nous pouvons alors écrire l'équation du comportement d'épargne d'un individu comme la comparaison entre le bénéfice marginal de la consommation aujourd'hui

$$\frac{\Delta U}{\Delta C1} \quad (2.1)$$

et le cout marginal de la consommation présente :

$$(1 + r) \cdot \frac{\Delta U}{\Delta C2} \quad (2.2)$$

où

C1 = la consommation présente

C2 = la consommation future

r = le taux d'intérêt réel

U = l'utilité de l'agent qui est fonction par exemple de son taux d'aversion pour le risque, de son besoin d'imitation des classes supérieures, de ses craintes liées à l'emploi.

E_i représente l'épargne d'un individu i , R_i ses revenus tant ceux issus du patrimoine que ceux du travail, k le facteur de proportionnalité qui varie pour chaque individu en fonction, par exemple, de variables telles que son âge (a), la taille de son ménage (m) ou la qualité de son emploi (q) et C_i sa consommation finale.

Pour notre étude économétrique, nous privilégions la collecte des données de types macroéconomiques issues de la comptabilité nationale. Nos observations portent sur différents individus (pays) et s'étalent sur plusieurs années. En apportant cette vision chronologique à chaque unité d'observation, nous visons

à quantifier les comportements socioéconomiques tant dans leurs variabilités individuelles que dans leurs propriétés dynamiques.

En spécifiant le taux d'épargne comme variable expliquée, notre modèle économétrique peut alors s'écrire comme ceci :

$$\text{epargne}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{gini}_{it} + \beta_2 \text{revenu}_{it} + \beta_3 \text{inflation}_{it} + \beta_4 \text{age_65}_{it} + \beta_5 \text{chomage}_{it} + \beta_6 \text{dette_publique}_{it} + \beta_7 \text{protection_sociale}_{it} + \epsilon_{it} \quad (2.3)$$

où	
epargne _{it}	= le taux d'épargne brut des ménages
α	= la constante du modèle ²⁷
β _{1,...,7}	= les coefficients des variables explicatives
gini	= l'indice de Gini
palma	= l'indice de Palma
revenu	= le revenu disponible brut des ménages
inflation	= le taux d'inflation
age_65	= la proportion de la population âgée de 65ans et plus
chomage	= le taux de chômage
dette_publique	= la dette publique brute
protection_sociale	= les dépenses de protection sociale
i	= le pays
t	= l'année
ε	= le terme d'erreur

4.2. Présentation du modèle à effets fixes

Notre première intuition qui s'appuie sur la littérature est que notre modèle va souffrir de problèmes d'endogénéité pour certaines variables explicatives, et ce principalement à cause de variable omise. Cette hétérogénéité inobservée est d'autant plus inquiétante que nos données sont sous forme de panel et que nous avons vu dans la littérature que de nombreux facteurs inobservables pouvaient avoir une influence sur l'épargne comme la culture (Benedikter, 2014) ou le gout/aversion pour le risque (Arrondel et Masson, 2003 ; Modigliani 1949) qui se rapproche des traits de caractères personnels de chaque individu. Nous supposons que ceux-ci diffèrent principalement selon les pays ou les groupes de pays de l'Union européenne ce qui pourrait biaiser les résultats obtenus par la méthode traditionnelle des MCO²⁸.

²⁷ La constante peut être vue comme une ordonnée à l'origine.

²⁸ MCO : Moindres Carrés Ordinaires

Afin de traiter cette problématique, nous émettons l'hypothèse que les variables omises restent constantes au fil du temps. Pour cette raison, nous décidons de ne pas traiter cette problématique par la méthode des variables instrumentales, mais en revanche, d'utiliser le modèle à effets fixes. Pour (Trognon, 2003), c'est grâce à la double dimension du panel que l'on peut espérer capturer les effets inobservables permanents au travers d'effets individuels fixes ou aléatoires.

Nous préférons nous concentrer sur le modèle à effets fixes, plutôt que celui à effets aléatoires pour deux raisons : (1) la structure du modèle à effets fixes nous semble être plus adaptée au contexte étudié ; (2) il se concentre sur les différences entre les individus (ici les pays européens), plutôt que sur l'évolution des variables au cours du temps.

Notre conviction est confirmée à l'aide du test d'Hausman (voir section hypothèse).

Afin d'estimer les effets fixes, l'équation du modèle économétrique (2.2) est complétée avec des variables indicatrices ou binaires et se présente donc comme suit :

$$\text{epargne}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{gini}_{it} + \beta_2 \text{revenu}_{it} + \beta_3 \text{inflation}_{it} + \beta_4 \text{age_65}_{it} + \beta_5 \text{chomage}_{it} + \beta_6 \text{dette_publique}_{it} + \beta_7 \text{protection_sociale}_{it} + \delta_i + \Delta_t + \epsilon_{it} \quad (2.4)$$

où

δ_i = les variables indicatrices par pays

Δ_t = les variables indicatrices par année

Le modèle EF nous permettra aussi d'obtenir des estimations qui tiennent compte des évolutions observées au fil du temps dans chaque pays. Par l'utilisation de ce modèle, nous contrôlons donc bien les caractéristiques propres à chaque pays (effets fixes « pays ») et de chaque année (effets fixes « année ») de telle manière à ce que les résultats de nos estimations n'en tiennent pas compte (effets nets).

Notre modèle économétrique est de type niveau-niveau. Nous devons porter une attention toute particulière à l'interprétation des coefficients de ce modèle. En effet, les $B_{1,...,k}$ de notre modèle doivent être interprétés individuellement comme un effet marginal et non comme un changement de pourcentage (log). C'est dans ce cadre qu'intervient notre variable gini100. Cette variable s'interprète désormais comme l'augmentation marginale d'une unité (correspondant à 0,01 de l'indice non transformé). Dans le

cas de l'absence de transformation, l'interprétation se faisant comme l'augmentation d'une unité de gini n'avait aucun sens, compte tenu de sa limite bornée entre 0 et 1.

Compte tenu de cette considération d'interprétation et de la variable revenu exprimée en unité monétaire, nous convenons qu'un modèle niveau-log est aussi approprié.

4.3. Présentation du modèle à effets fixes prenant en compte les effets de retard

Les travaux de Berger et Daubaire (2003) sur les déterminants de moyen terme dans quelques pays de l'OCDE supposent un effet de moyen terme sur les variables démographiques. Instinctivement, nous pensons également que la protection sociale peut influencer l'épargne à moyen terme plutôt qu'à court terme. En effet, la connaissance d'une bonne protection sociale pourrait induire à retard un effet de diminution de l'épargne de précaution. Damon (2016) et Blanchet (1996) voient plutôt en l'amélioration de la protection sociale, une forme d'aléa moral qui réduirait l'incitation à épargner à moyen long terme.

Nous avons souhaité sur cette intuition enrichir notre modèle en introduisant des retards sur les variables explicatives de contrôle que sont la proportion de personnes âgées de 65 ans et plus et la protection sociale. Dans les faits, l'introduction d'un retard de 3 ans pourrait se justifier mais nous savons déjà que notre base de données et plus précisément, le nombre d'observations ne nous le permettent pas. Dans notre cas précis, l'introduction de retard de 3ans a pour effet de réduire le nombre d'observations de 51, portant ainsi le nombre total à 119, ce qui est relativement faible.

Nous décidons in fine de tester le modèle avec un retard d'un an sur les variables concernées. En intégrant ces effets au modèle économétrique (2.3), on obtient :

$$\text{epargne}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{gini}_{it} + \beta_2 \text{revenu}_{it} + \beta_3 \text{inflation}_{it} + \beta_4 \text{age_65}_{it-1} + \beta_5 \text{chomage}_{it} + \beta_6 \text{dette_publique}_{it} + \beta_7 \text{protection_sociale}_{it-1} + \delta_i + \Delta_t + \epsilon_{it} \quad (2.5)$$

5. Hypothèses, présentation des résultats et interprétation

Ce quatrième et dernier chapitre reprend les hypothèses de notre modèle, les résultats de nos régressions et leurs interprétations économétrique et économique. La manipulation de nos données, regroupées initialement sous format EXCEL, se fait par le biais du logiciel statistique GRETl.

5.1. Hypothèses

5.1.1. Les caractéristiques propres aux individus ne varient pas avec le temps.

Comme expliqué supra, nous supposons que les caractéristiques propres aux individus (ici les pays européens) ne varient pas en fonction des effets du temps. C'est une des hypothèses principales qui nous pousse à privilégier le modèle effets fixes.

5.1.2. Test d'Hausman

Le test d'Hausman teste l'endogénéité des variables en comparant les estimations par les MCO et les MCG²⁹. Pour réaliser ce test, les hypothèses suivantes sont posées : H_0 : les estimateurs MCG sont non biaisés ; H_1 : les estimateurs MCG sont biaisés.

Table 3 – Les résultats du test d'Hausman par variable

Variable	Khi-deux	p-valeur
gini100	1,7197	0,1897
revenu	7,2141	0,0072
inflation	0,7953	0,3724
age_65	3,8903	0,0689
chomage	3,8750	0,0490
dette_publique	11,3911	0,0007
protection_sociale	0,0397	0,8420

5.1.3. Test vérifiant l'hypothèse d'homoscédasticité

Quand les conditions du théorème de Gauss-Markov sont respectées, les MCO sont un estimateur BLUE³⁰, que l'on peut qualifier de sans biais et à variance minimale. Si nous sommes en présence d'hétéroscédasticité, il restera sans biais, mais plus à variance minimale.

²⁹ MCG : Moindres Carrés Généralisés

³⁰ BLUE : Best Linear Unbiased Estimateur : le meilleur estimateur linéaire sans biais)

Afin de tester cette hypothèse, les économètres proposent plusieurs solutions, dont le test de Breusch-Pagan. Dans ce test nous posons H_0 : le modèle est homoscédastique H_1 : le modèle n'est pas homoscédastique. Le résultat du test d'asymptotique est 242,722 avec une p.critique de $1,0028e^{-54}$

5.1.4. Test vérifiant l'autocorrélation des variables

Nous pouvons vérifier le lien qui existe entre deux variables à partir de la statistique de test de Durbin-Watson. Pour ce test, nous posons : H_0 : $\rho = 0$, H_1 : $\rho \neq 0$.

La statistique de Durbin-Watson qui est indiqué dans le résultat de notre régression est de 0,8041, le Rho est de 0,4901. La statistique est donc inférieure à la borne limite de 2 et le Rho est positif. Nous sommes donc en présence d'autocorrélation linéaire positive.

Dans l'étude qui nous concerne, nous constatons que le logiciel GRETL peut prendre en considération les écarts-types robustes HAC³¹. Ces écarts-types ont la propriété d'être robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation. Au vu des résultats 5.1.3 et 5.1.4, nous conservons l'intégration de ces écarts-types HAC dans nos régressions.

5.2. Présentation des résultats

5.2.1. Statistiques descriptives

Globalement, les écarts entre les moyennes et les médianes de nos variables (mesures statistiques complémentaires définissant la valeur centrale calculées ici sur 170 observations) ne nous semblent anormaux. Cet élément nous donne un indice positif sur l'absence de valeur aberrante non identifiée.

Table 4 – Statistiques descriptives

	Moyenne	Médiane	Ec. Type	Kurtosis	Skewness	Jarque-Bera
epargne	9,54	10,06	4,3279	0,2190	-0,4531	6,1501 p.critique = 0,0460
gini100	29,88	29,20	3,8598	-1,1025	0,2338	10,1592 p.critique = 0,0062
revenu	19058	18770	4591,1	-0,9645	0,0972	6,8569 p.critique = 0,0324
inflation	1,45	1,25	1,3809	-0,2621	0,3709	4,3841 p.critique = 0,1117

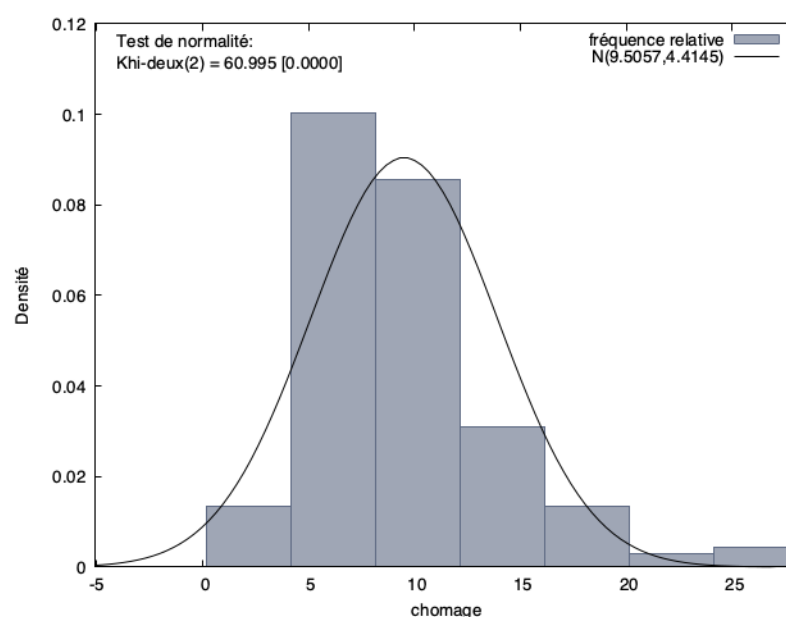
³¹ Heteroskedascity and Autocorrelation Consistent. Pour des données temporelles, ce type d'écarts-types robustes utilise la matrice de covariance Newey-West.

age_65	17,65	17,95	2,4627	0,1091	-0,6090	10,5930 p.critique = 0,0050
chomage	9,50	8,50	4,4145	1,9449	1,2880	73,7996 p.critique = 9,4325e ⁻¹⁷
dette_publique	70,96	69,95	28,641	-0,4786	0,6197	12,5046 p.critique = 0,0019
protection_sociale	96,85	97,19	1,5228	-0,0584	-0,7110	14,349 p.critique = 0,0008

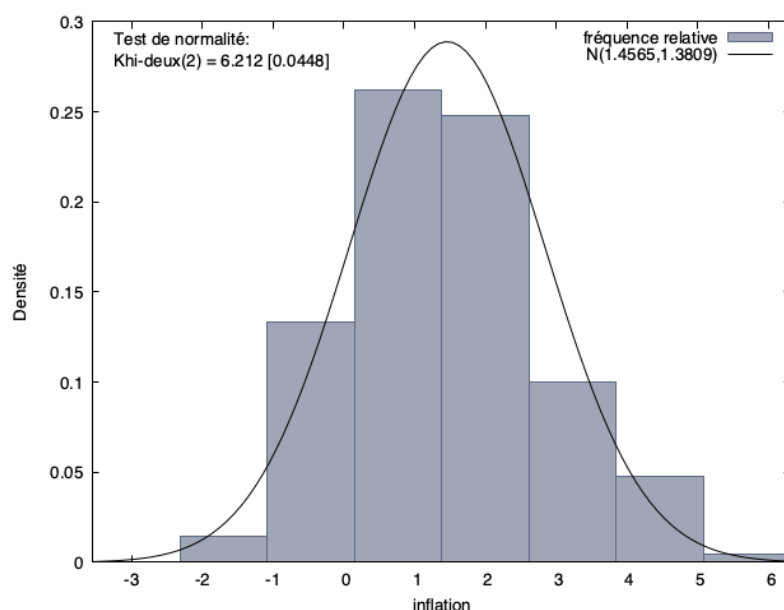
La statistique de Jarque-Bera indique si au sens statistique, nos variables aléatoires suivent une loi normale. Les résultats des p-valeurs pour le test de normalité de Jarque-Bera sont inférieurs à 22,31 (x215, 0,10 - valeur de la table Khi-deux pour 15 degrés de liberté et un quantile d'ordre de 0,90) pour toutes les variables suivantes sauf le chômage. On dira pour ces variables que les erreurs sont gaussiennes. À l'inverse, pour la variable *chomage*, on peut dans le cas qui nous concerne, conclure que la distribution des erreurs ne suit pas une loi normale. Techniquement, une loi normale suit un coefficient de symétrie (skewness) égal à 0 et un coefficient d'aplatissement égal à 3. La distribution des résidus de la variable chômage affiche un skewness de 1,2880 et un kurtosis de 1,9449.

Les graphiques 1 et 2, entre la variable *inflation* et la variable *chomage*, nous permettent d'observer la dissemblance de distribution d'une variable suivant une loi normale (inflation) et ne suivant pas une loi normale (chomage).

Graphique 1 – distribution de fréquence de la variable *chomage* à 7 intervalles



Graphique 2 – distribution de fréquence de la variable *inflation* à 7 intervalles



5.2.2. Matrice de corrélation

Table 5 – Matrice de corrélation

	gini 100	revenu	inflation	age_65	chomage	d_publicque	p_sociale
gini100	1	-0,0799	0,0289	0,2356	0,3965	0,2995	-0,0679
revenu		1	-0,1408	0,3807	-0,3975	0,3228	-0,3049
inflation			1	-0,0171	-0,0433	-0,1078	0,1614
age_65				1	-0,1780	0,3025	-0,1092
chomage					1	0,2319	0,0172
d_publicque						1	-0,2526
p_sociale							1

La matrice de corrélation est utilisée dans notre travail pour évaluer la relation linéaire entre les différentes variables prises deux à deux. Comme précisé supra, nous commençons l'analyse des données par la matrice de corrélation afin de vérifier la relation entre le coefficient de Gini et de Palma. Nous constatons effectivement une corrélation positive très élevée (+99,31) entre ces deux variables. Cette corrélation était attendue, mais elle est largement supérieure à notre pressentiment.

La conservation des deux indices qui mesure « la même chose » est non recommandée, car ceci violerait l'hypothèse de multicollinéarité parfaite ce qui pourrait entraîner des problèmes dans l'estimation des erreurs et l'interprétation du modèle.

Pour ce travail, nous décidons donc de conserver uniquement le coefficient de Gini dans l'équation de régression. Nous privilégions ce dernier au vu de la littérature abondante recommandant cet indice comme mesure des inégalités. Même si, au vu du coefficient de corrélation, nous estimons que le choix de l'un ou de l'autre n'impactera pas significativement les conclusions.

Pour le reste :

- (1) Une relation linéaire positive existe entre les variables explicatives *chomage* et *gini*, *revenu* et *age_65*, *revenu* et *dette publique*, *age_65* et *dette publique*, avec des coefficients respectifs de 39,65%, 38,07%, 32,28% et 30,25 % ;
- (2) Une relation linéaire négative existe entre les variables explicatives *revenu* et *chomage*, *revenu* et *protection sociale*, avec des coefficients respectifs de -39,75% et 30,49%.

Les autres coefficients de corrélation de Pearson sont inférieurs à 30%.

5.3. Interprétation des résultats de la régression

5.3.1. Analyse des résultats de la régression linéaire multiple

Test de significativité conjointe des régresseurs

Le test de Fisher nous permet de tester la significativité de l'ensemble des coefficients de notre modèle.

Les hypothèses du test de Fisher sont :

$H_0 : B_1 = B_2 = B_3 = B_4 = B_5 = B_6 = B_7 = 0$; H_1 : il existe au moins un coefficient $\neq 0$

La statistique de test avec 7 degrés de liberté au numérateur et 16 degrés de liberté au dénominateur nous donne un résultat de 2,15405. Celui-ci nous permet de rejeter l'hypothèse nulle de non significativité au seuil de 10%, mais pas au seuil de 5%³².

Avec un taux de confiance de 90%, nous pouvons conclure que, conjointement, les coefficients du modèle sont significatives pour expliquer les variations du taux d'épargne. À tout le moins, il existe, pour ce seuil, au moins un coefficient non nul.

Le pouvoir explicatif du modèle à effets fixes

Le pouvoir explicatif (R^2 within) qui se définit comme la part de la variance expliquée par le modèle de régression est de 86,82%. Le pouvoir explicatif ajusté (R^2 intra), qui permet de prendre en compte le nombre de variables utilisées dans le modèle, est de 35,46%.

Le test de Student

Pour déterminer la significativité statistiques de nos variables, nous recourons aux tests de student.

Pour ce faire nous posons les hypothèses : $H_0 : \beta_j = 0$; $H_1 : \beta_j \neq 0$

Table 5 – Résultats de la régression linéaire multiple (annexe II)

Variable	coefficients	t de student	p.valeur
gini100	-0,2036	-0,6130	0,5485
revenu	0,0008	1,1720	0,2585
inflation	0,1740	0,04648	0,9635
age_65	-0,0049	-0,0098	0,9923
chomage	0,3085	1,8110	0,0890
dette_publique	-0,0302	-0,9314	0,3655
protection_sociale	-0,3930	-1,2740	0,2208

- (1) Nous validons l'hypothèse nulle pour la variable chomage au taux de significativité de 10%. Nous la rejetons aux seuils de 5% et 1%.
- (2) Nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle pour toutes les autres variables aux seuils de 10 %, 5% et 1%

³² $F(16,7,0,05) = 2,657 > 2,15405 > F(16,7,0,10) = 2,128$

5.3.2. Interprétation économétrique et économique des résultats du modèle à effets fixes

Interprétation des résultats obtenus pour notre variable explicative

Si notre variable d'intérêt a bien un coefficient négatif comme attendu (Kaldor, 1957 ; Babeau et al., 1975 ; Stiglitz, 1969 ; Hopkins and Kornienko, 2009), la variation de l'indice de Gini n'a pas un impact significatif. Autrement dit, pour les pays et la période considérés, en tenant compte des variables sélectionnées, la relation entre l'indice de Gini et le taux d'épargne n'est pas significative au taux de 1%, 5% et 10%.

Nous ne pouvons pas pour autant et dans l'absolu, conclure à l'absence de relation entre les inégalités de revenu et le taux d'épargne brut des ménages.

Une des constatations rapides qui ressort de l'analyse de la régression nous amène à constater que les coefficients de gini des pays européens ne font pas état de grandes disparités géographiques. 93% des observations ont un coefficient compris entre les balises 0,24 et 0,36. Nous avons relevé dans la lecture scientifique que l'indicateur de Gini était un des indicateurs de Laeken servant à évaluer l'intégration des pays à l'Union européenne, ce qui signifie certainement que les pays tentent de rester dans les bornes autorisées. Nous n'observons pas pour autant une tendance de convergence des valeurs observées. Cette faible variabilité des données pour Gini diminue la linéarité du modèle qui nous apporte moins d'informations.

Deux constatations purement techniques du coefficient de Gini nous amènent en outre à nuancer les effets de sa variation sur le taux d'épargne des ménages.

Tout d'abord, nous notons que le coefficient de Gini ne donne pas d'indication sur la forme de la distribution des revenus (Cobham et Sumner, 2013). Cela veut dire que deux coefficients de gini peuvent être identiques, mais avoir une nature des inégalités différentes. Pour bien comprendre, nous pouvons prendre pour cela un cas extrême de deux pays ayant un coefficient de Gini identique, de facto la même aire sous la courbe de Lorenz, et dont la distribution des revenus différente. Pour le pays A, 50% des plus pauvres n'ont pas de revenus et le reste des revenus est distribué de manière équitable. Pour le pays B, 75% des plus pauvres ont 25% des revenus et le reste est également distribué de manière équitable. Pour

ceux-ci l'aire sous la courbe de Lorenz sera identique, mais la nature de l'inégalité sera en effet bien différente.

Cet aspect de l'indice de Gini peut être intégré à la perspective de notre travail en considération de son implication évidente sur le taux d'épargne des ménages. En effet, si nous nous référons à la littérature scientifique (Kotlikhof et Sumners, 1981 ; Langlois et Lizotte (2014), De Nardi et Fella, 2017), nous devons considérer les comportements d'épargne des plus pauvres et des plus riches comme antinomiques. Les travaux de Duesenberry (1949), Antonin (2014), Van Raaij (2014) démontraient une hausse du taux d'épargne pour le décile de revenu le plus élevé. Si l'on considère une propension à épargner différente entre les niveaux de revenu, alors la forme de la distribution des inégalités de revenu d'un pays doit avoir un impact sur le taux d'épargne. Nous revenons ainsi au raisonnement de Friedman (1957) : lorsque la propension à consommer dépend du groupe social et que la redistribution n'est pas la même pour chacun des groupes, alors une réduction des inégalités de classes entraîne une modification du taux d'épargne.

Ensuite, nous relevons également que le coefficient de Gini, tel que défini par Eurostat³³, ne prend pas en compte les inégalités de patrimoine. Dans un cas extrême à nouveau, nous pourrions être en présence d'un pays où de nombreux individus cumulent un patrimoine important, mais n'ont plus de revenus et un second où de nombreux individus ne possèdent pas de patrimoine, mais ont des revenus élevés. Si cette situation a, il est vrai, un impact indéterminé sur coefficient de Gini, elle peut jouer un rôle dans l'évolution du taux d'épargne à court terme. La présence d'un effet cliquet pour les revenus et patrimoines supérieurs d'une part et d'un effet démonstration pour les revenus et patrimoines plus faibles (Duesenberry, 1949) d'autre part, influencera de part et d'autre la consommation et donc de ce fait, le taux d'épargne à court terme. Notons également que les travaux de Hopkins et Kornienko (2009) démontrent que dans une société plus égalitaire (comme c'est le cas pour l'échantillon considéré), l'écart plus faible entre les différentes classes accentue l'effet d'imitation des classes les plus pauvres.

Interprétation des résultats obtenus pour nos variables de contrôle.

Au regard des résultats de la régression de notre modèle EF (annexe 2), nous pouvons dire que seule la variation du taux de chômage a un effet robuste sur la variation de l'épargne. Plus précisément, nous pouvons conclure à l'impact significatif (avec la prudence applicable à un taux de confiance de 10%) du taux de chômage sur le taux d'épargne brut disponible des ménages européens. Selon les prédictions de

³³ Définition taux d'Épargne Eurostat

notre modèle, une variation d'un point du taux de chômage entraîne une variation de 0,30 point du taux d'épargne brut des ménages.

Cette éventualité selon laquelle le taux de chômage peut avoir un impact positif sur le taux d'épargne des ménages européens est conceptuellement justifiable. Si l'on conçoit aisément qu'une augmentation du taux de chômage accroît l'incertitude (Bonnet et Dubois, 1995) et que la précaution est un des motifs prédominants influençant l'épargne des ménages (Kantona, 1975 ; Serres et Pelgrin, 2003 ; Antonin, 2009) alors il est tout à fait normal que cette variable ressorte de notre modèle.

Dans le cadre du diagnostic de panel préalable (résultat d'une régression utilisant à priori d'autres écarts-types (H1C)), nous avons identifié un impact significatif des variables *chomage* et *revenu* au taux de significativité de 1%.

Tout en relevant que le diagnostic de test utilise d'autres formes d'écarts-types à priori moins robustes que les HAC, nous formulons une interprétation des coefficients de cette régression dans notre travail. Ceci compte tenu également du fait qu'une relation significative entre ces variables et le taux d'épargne est tout à fait conforme avec la théorie économique. En effet, dans la lignée des travaux de Friedman (1947), les études plus récentes (Zynan, Antonin,) constatent une relation positive du revenu sur l'épargne. Dans les faits cela implique que plus le revenu permanent est élevé, plus le taux d'épargne est élevé. Dynan, Skinner et Zeldes (2003) mettent en évidence une hétérogénéité des comportements d'épargne en fonction du revenu.

Sur base de ce diagnostic de panel et des coefficients obtenus (annexe 1), nous pouvons alors prédire, *ceteris paribus*³⁴, qu'une variation de 1000 unités monétaires (en SPA) entraîne une augmentation de 0,70 point de pourcentage du taux d'épargne.

Enfin, quels que soient les résultats considérés³⁵, nous pouvons également relever l'absence de relation entre la variable démographique (*age_65*) de notre modèle et le taux d'épargne. Cela signifie qu'à l'inverse des résultats de Berger et Daubaire (2003) et de Masson et Touzé (2019), la théorie du cycle de

³⁴ Ceteris paribus : toutes choses restant égales par ailleurs

³⁵ Soit via la commande *diagnostic de panel*, soit via la commande *modèle > panel > effets fixes ou aléatoires*

vie de Modigliani (1949) ne s'illustre pas de manière significative dans les résultats de notre modèle. Nous subodorons toutefois que dans notre modèle, l'évolution lente de cette unique variable démographique au cours du temps peut, pour partie, expliquer cette absence de significativité.

Pour terminer, sans prendre en considération la faible significativité statistique des autres variables, et donc en prenant toutes les précautions nécessaires pour préciser qu'il ne s'agit pas d'une interprétation formelle de leur impact sur le taux d'épargne, nous pouvons souligner que les signes des coefficients restent également conformes aux apports théoriques repris dans notre table 1.

5.3.3. Interprétation prenant en compte les effets de retard.

En ce qui concerne le modèle intégrant les effets de retards ($age_{65_{t-1}}$ et $protection_sociale_{t-1}$), des résultats décevants et non significatifs pour la globalité des variables explicatives du modèle nous conduisent finalement à ne pas retenir cette modélisation.

Les variables protection sociale et age_{65} n'ont pas d'impact significatif retardé ($t+1$) au seuil de 1%, 5% et 10%. Nous pouvons vérifier la significativité des coefficients de nos variables en recourant aux tests d'hypothèses de Student. Nous visualisons également cette information rapidement sur GRETL par l'absence des marqueurs de significativité *, **, *** sur les variables. Nous avons d'introduire les effets de retards, variable par variable, mais cela n'a rien donné.

6. Conclusion

L'objectif premier de notre mémoire était de mettre en évidence une éventuelle relation entre les inégalités de revenus et le taux d'épargne au sein des pays membres de l'Union européenne. Afin de démontrer cette relation, nous avons considéré une base de données regroupant 16 des 27 pays de l'Union européenne et le Royaume-Uni, ceci sur une période de 10 ans. Le choix de notre variable d'intérêt s'est porté sur le coefficient de gini pour des raisons de disponibilités et de qualités des données. Nos variables de contrôle considérées sont le revenu disponible brut, l'inflation, le taux de chômage, la dette publique brute, la proportion de personnes âgées dans la population et le niveau de protection sociale.

Nous avons émis l'hypothèse forte que les variables omises restent constantes au fil du temps, autrement dit, que l'hétérogénéité non observée entre pays reste constante. Cette hypothèse nous a dirigés vers un modèle à effets fixes qui permet de fixer les effets du temps sur les variables. Le résultat du test d'Hausman nous permet de valider ce choix. Ce modèle, en combinaison avec les écarts-types robustes HAC, présente l'avantage que les estimations des variables explicatives qui sont corrélées avec des effets fixes non observés ne sont pas biaisées.

Les résultats de nos régressions ne nous permettent pas de conclure à l'impact des inégalités de revenus sur le taux d'épargne des ménages. La seule variable ayant un impact significatif au seuil de 10% est le taux de chômage. L'utilisation de la commande du diagnostic de panel nous amène à la conclusion que seuls le taux de chômage et le revenu brut disponible ont un impact significatif, respectivement négatif et positif, sur le taux d'épargne des ménages européens.

Nous resterons toutefois prudents dans l'affirmation d'une relation causale entre les variables du revenu ou du taux de chômage sur le taux d'épargne des ménages européens. Des études économétriques et techniques d'inférences plus poussées, incluant par exemple plus de paramètres, sont nécessaires pour vérifier le lien entre ces variables.

Ceci étant, nous avons vu que de telles relations se justifient au regard de la littérature scientifique, et ce principalement à partir des concepts théoriques clés du revenu permanent ou de l'épargne de précaution.

En revanche, malgré une intuition forte, l'analyse des données empiriques pour les ménages européens nous amène à conclure à une absence de relation significative entre l'épargne et les inégalités de revenu. La faible variabilité du coefficient de Gini en Europe pourrait en partie expliquer ce résultat. Pour résoudre ce problème, nous pourrions soit élargir la période étudiée soit augmenter le nombre d'individus (pays) considérés. Une piste serait d'étendre le modèle avec une perspective plus mondiale pour notamment y inclure, les pays en voie de développement. Cette éventualité remettrait probablement en question le choix de la variable d'intérêt retenue pour ce travail au profit de l'indice Palma.

De manière plus subjective, nous avons également identifié le rôle de l'importance du statut social dans le comportement de consommation et d'épargne. Nous avons notamment soupçonné à plusieurs reprises une influence de l'effet cliquet et de comparaison sur nos variables. Il serait intéressant de s'intéresser aux aspects culturels, sociaux et psychologiques qui génèrent de tels comportements et de vérifier si cela pourrait expliquer la relation entre les inégalités de revenu et l'épargne.

Au niveau européen, une des pistes de recherche que nous proposons est l'intégration de variables d'intérêt spécifiques aux inégalités de patrimoine. Pour ce faire, les nouvelles bases de données expérimentales d'Eurostat reprenant l'évolution des ressources économiques des ménages par niveau de patrimoine et quantiles de revenu devraient être exploitées d'ici quelques années. L'étude de cet autre type d'inégalité financière, faisant l'objet de travaux plus récents, pourrait apporter plus d'informations aux décideurs politiques sur l'intérêt de mesures incitatives (déductibilité fiscale permettant la hausse de la consommation ou de l'investissement non patrimonial) ou dissuasives (taxation des comptes-titres ou du patrimoine immobilier). L'objectif de ces mesures restant de pouvoir maîtriser l'augmentation rapide du taux d'épargne (et principalement des plus riches) qui est considéré (sous certaines hypothèses de forme de la distribution) comme ayant des conséquences néfastes pour la croissance économique.

BIBLIOGRAPHIE

- Allard P. (1991), « Le comportement d'épargne des ménages », *Revue Française d'économie*, n°2, pp. 177-232 ;
- Antonin C., a, (2009), « Age, revenue et comportements d'épargne des ménages : Une analyse théorique et empiriques sur la période 1978-2006 », *Mémoire de Master*, EHESS, École Économique de Paris ;
- Antonin C., b, (2014), « Comportements d'épargne des ménages actifs et retraités : une analyse théorique et empirique sur la période 1978-2011 », *Revue de l'OFCE* ;
- Antonin C., c, (2019), « The links between Savings Rates, Income and Uncertainty : An analysis based on the 2011 Household Budget Survey, *Economics and statistiques*, 2019, pp. 47-68
- Arrondel L., Masson A., (2003), « Le patrimoine et ses logiques d'accumulation », École normale supérieure DELTA, *Working papers*, 2008-70 ;
- Babeau A., Fanton M., Le Moigne J., Strauss-Khan D., (1975), « Épargne et inégalité des revenus », Centre de Recherche Économique sur l'Épargne, *Rapport pour le Commissariat général du plan*, Sou1975-2139 ;
- Benedikter R., (2014) « L'épargne, le choc des cultures », *MBS, Problèmes économiques* (Paris), 3087, article ;
- Berger K., Daubaire A., (2003), « L'évolution du taux d'épargne des ménages dans quelques pays de l'OCDE, une interprétation basée sur les déterminants de moyen terme », *Revue d'économie politique*, Vol. 113, pp. 829-849 ;
- Bonnet X., Dubois E., (1995), « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Economie & prévision*, n°121, Comportement des ménages, pp. 39-58 ;
- Brady D.S., Friedman R.D., (1947), « Savings and the Income Distribution », *Studies in Income and wealth* N° 9, National Bureau of Economic Research ;
- Canova et L., Rattazi A. M., Webley P., (2005), « The hierarchical structure of savings Motives », *Journal of Economic Psychology*, 26(1), pp. 21-34 ;
- Charpin F., (1988), « Le modèle de cycle de vie, une approche numérique » , *Observations et diagnostics économiques*, n°25, pp. 173-197.
- Cobham A., Sumner A., (2013), « Is it all about the Tails? The Palma Measure of Income Inequality », Center for Global Development, *Working Paper 343* ;
- Darby M., (1979), « The Effects of Social Security on Income and the Capital Stock », American Enterprise Institute
- Damon J., (2016), « L'impact socio-économique de la sécurité sociale », École nationale supérieure de sécurité sociale, Genève ;
- De Nardi M., Fella G., (2017), « Savings and wealth inequality », *review of Economic Dynamics*, pp. 280-300 ;
- Duesenberry J., (1949), « Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior », Harvard University Press ;
- Dynan K. E., Skinner J., Zeldes S. P., (2000), « Do the Rich Save More ? », NBER, *Working Paper*, 7906 ;
- Friedman M. (1957), « A model of Economic Growth », Princeton University Press ;

Garbintini B., Goupille-Lebret J., Pikety T., Banque de France, (2020), « Dynamique de la concentration du patrimoine : Méthodes, estimations et simulations pour la France (1800-2014), Document de travail, n°633 ;

Hopkins E., Konienko T., (2009), « Games and economic behavior status, affluence, and inequality : Rank-based », *Games and Economic Behavior*, 67, pp. 552-568 ;

Katona G., (1975), « Psychological Economics », Elsevier ;

Kessler D., Masson A. (1989), « Bequests and Wealth Accumulation : Are there some Pieces of the Puzzle Missing ? », *Journal of Political Economy*, 89, 4, pp. 706-732 ;

Keynes J.M., (1936), « Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la Monnaie » ;

Langlois S., Lizotte M., (2014), « L'indice de Palma, nouvelle mesure des inégalités au Québec et au Canada », *Revue vie économique*, Vol 6, numéro 1 ;

L'hardy P., a, (1975), « L'épargnant dans l'inflation », *Économie et statistique*, n° 66, pp. 39-43 ;

L'hardy P., b, (1982), « Le taux d'épargne des ménages depuis 1970 », *Économie et statistique*, n° 140, pp.35-47 ;

Masson A. (2003), « Economie du débat intergénérationnel : Points de vue normatif, comptable et politique », *cahier de l'INED*, N° 123, pp. 15-58 ;

Masson A. (1983), « Profils d'accumulation patrimoniale et modèle de cycle de vie », *Revue Économique*, n° 34-1, pp. 10-63 ;

Masson A., Touzé V., (2019), « Viellissement et épargne des ménages : Comment favoriser une meilleure accumulation du capital ? », *Revue de l'OFCE*, n°161 ;

Piketty T., (2013), « Le capital au XXI^e siècle », Les Livres du Nouveau Monde, Paris, extrait disponible sur <http://piketty.pse.ens.fr>, (consulté le 14 août 2021) ;

Rocher S., Stierle M. H., (2015), « Household saving rates in the UE, why do they differ so much ? », European Commission, Discussion paper 005 ;

Saraceno F., (2014), « L'impact économique des fortes inégalités : problèmes et solutions », *Revue de l'OFCE*, n°134, p. 187-200 ;

Serres A., Pelgrin F., (2003), « La baisse des taux d'épargne privée durant les années 90 dans les pays de l'OCDE : la contribution des déterminants autres que la richesse », *Revue Économique de l'OCDE*, n°36, pp. 129-167 ;

Stiglitz J., (2016), « Inequality and Economic Growth », *The political Quarterly* ;

Trognon A., (2003), « L'économétrie des panels en perspective », *revue d'économie politique*, vol 113, pp. 727-748 ;

Van Raaij W. F., (2014), « Motifs et comportement d'épargne », Université de Tilbourg, *Working paper* ;

Xiao J. J., Noring K., (1994), « Perceived saving motives and hierarchical financial needs », *Financial Counseling and Planning*, pp. 25-44 ;

ANNEXE

Annexe I - Diagnostique de panel présentant les résultats du modèle à effets fixes

Diagnostic : utilisation de $n = 17$ processus individuels

Le modèle à effets fixes

permet d'obtenir des constantes individuelles spécifiques.

	coefficient	éc. type	t de Student	p. critique	
const	41.4901	33.8303	1.226	0.2221	
gini100	-0.203666	0.168370	-1.210	0.2285	
revenu	0.000772095	0.000273825	2.820	0.0055	***
inflation	0.0174566	0.178756	0.09766	0.9223	
age_65	-0.00491121	0.423305	-0.01160	0.9908	
chomage	0.308564	0.0945118	3.265	0.0014	***
dette_publique	-0.0302482	0.0203621	-1.486	0.1397	
protection_socia~	-0.393000	0.330513	-1.189	0.2365	
dt_2	-1.53540	0.671229	-2.287	0.0237	**
dt_3	-3.36220	0.821381	-4.093	7.23e-05	***
dt_4	-4.07175	0.936880	-4.346	2.68e-05	***
dt_5	-3.90994	0.954963	-4.094	7.20e-05	***
dt_6	-4.19289	1.09007	-3.846	0.0002	***
dt_7	-3.98424	1.31669	-3.026	0.0030	***
dt_8	-3.61648	1.39052	-2.601	0.0103	**
dt_9	-3.93066	1.56382	-2.514	0.0131	**
dt_10	-3.77750	1.77768	-2.125	0.0354	**

Variance des résidus : $417.127/(170 - 33) = 3.04472$

Significativité conjointe de la différence des moyennes individuelles :

$F(16, 137) = 18.7424$ avec p. critique $4.9643e-27$

(Une faible valeur de P joue en défaveur de l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle MCO empilés est adéquat au profit de l'hypothèse alternative du modèle à effets fixes.)

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom

Annexe II - Modèle à effets fixes avec écarts-types robustes HAC et incluant les indicatrices temporelles

17 processus individuels inclus

Dimension temporelle = 10

Variable dépendante: epargne

Écarts-types robustes (HAC)

	coefficient	éc. type	t de Student	p. critique
const	41.4901	34.7258	1.195	0.2496
gini100	-0.203666	0.332218	-0.6130	0.5485
revenu	0.000772095	0.000659038	1.172	0.2585
inflation	0.0174566	0.375591	0.04648	0.9635
age_65	-0.00491121	0.497815	-0.009866	0.9923
chomage	0.308564	0.170385	1.811	0.0890 *
dette_publique	-0.0302482	0.0324759	-0.9314	0.3655
protection_socia~	-0.393000	0.308402	-1.274	0.2208
dt_2	-1.53540	1.15058	-1.334	0.2007
dt_3	-3.36220	2.33297	-1.441	0.1688
dt_4	-4.07175	2.53065	-1.609	0.1272
dt_5	-3.90994	2.12598	-1.839	0.0845 *
dt_6	-4.19289	1.95608	-2.144	0.0478 **
dt_7	-3.98424	2.20656	-1.806	0.0898 *
dt_8	-3.61648	2.25609	-1.603	0.1285
dt_9	-3.93066	2.69863	-1.457	0.1646
dt_10	-3.77750	3.06376	-1.233	0.2354

Moyenne var. dép. 9.543706 Éc. type var. dép. 4.327929
 Somme carrés résidus 417.1267 Éc. type régression 1.744913
 R2 within 0.868229 R2 intra 0.354659
 Log de vraisemblance -317.5148 Critère d'Akaike 701.0297
 Critère de Schwarz 804.5110 Hannan-Quinn 743.0212
 rho 0.490139 Durbin-Watson 0.804111

Test de significativité conjointe des régresseurs -

Statistique de test: $F(7, 16) = 2.15405$

avec p. critique = $P(F(7, 16) > 2.15405) = 0.0965637$

Test robuste de différence des constantes des groupes -

Hypothèse nulle: Constante commune pour tous les individus

Statistique de test: Welch $F(16, 57.2) = 38.4661$

avec p. critique = $P(F(16, 57.2) > 38.4661) = 1.02634e-24$

Test de Wald de significativité conjointe des indicatrices temporelles -

Hypothèse nulle: Pas d'effets temporels

Statistique du test asymptotique: $\text{Khi-deux}(9) = 31.0177$

avec p. critique = 0.000293966

Annexe III - Modèle à effets fixes avec effets de retard sur les variables 'age_65' et 'protection_sociale'.
Résultats avec les écarts-types robustes HAC et incluant les indicatrices temporelles

Effets fixes, utilisant 153 observations

17 processus individuels inclus

Dimension temporelle = 9

Variable dépendante: epargne

Écarts-types robustes (HAC)

Omis pour cause de multicollinéarité parfaite : dt_10

	<i>coefficient</i>	<i>éc. type</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>
<i>const</i>	33.6262	50.0866	0.6714	0.5116
<i>gini100</i>	-0.438589	0.304984	-1.438	0.1697
<i>revenu</i>	0.000802055	0.000665716	1.205	0.2458
<i>inflation</i>	-0.281737	0.219932	-1.281	0.2184
<i>age_65_1</i>	-0.422536	0.632166	-0.6684	0.5134
<i>chomage</i>	0.172876	0.163688	1.056	0.3066
<i>dette_publique</i>	-0.0156133	0.0359309	-0.4345	0.6697
<i>protection_soc~_1</i>	-0.200989	0.546581	-0.3677	0.7179
<i>dt_2</i>	2.09178	2.03816	1.026	0.3200
<i>dt_3</i>	0.620756	1.70345	0.3644	0.7203
<i>dt_4</i>	-0.0197403	1.52657	-0.01293	0.9898
<i>dt_5</i>	-0.173236	1.26297	-0.1372	0.8926
<i>dt_6</i>	-0.794278	1.18662	-0.6694	0.5128
<i>dt_7</i>	-0.714814	0.865443	-0.8260	0.4210
<i>dt_8</i>	-0.225079	0.840663	-0.2677	0.7923
<i>dt_9</i>	-0.142277	0.468473	-0.3037	0.7653

Moyenne var. dép. 9.289542 *Éc. type var. dép.* 4.328475
Somme carrés résidus 314.0613 *Éc. type régression* 1.611070
R2 within 0.889719 *R2 intra* 0.264551
Log de vraisemblance -272.1126 *Critère d'Akaike* 608.2252
Critère de Schwarz 705.1992 *Hannan-Quinn* 647.6176
rho 0.505852 *Durbin-Watson* 0.873674

Test de significativité conjointe des régresseurs -

Statistique de test: $F(7, 16) = 2.23791$

avec p. critique = $P(F(7, 16) > 2.23791) = 0.0863304$

Test robuste de différence des constantes des groupes -

Hypothèse nulle: Constante commune pour tous les individus

Statistique de test: Welch $F(16, 50.9) = 36.9359$

avec p. critique = $P(F(16, 50.9) > 36.9359) = 2.14033e-22$

Test de Wald de significativité conjointe des indicatrices temporelles -

Hypothèse nulle: Pas d'effets temporels

Statistique du test asymptotique: Khi-deux(8) = 36.6338

avec p. critique = 1.34379e-05